Nº 11F0019M au catalogue — Nº 360
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-22082-6

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

Salaires et taux d'emploi à temps plein des jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires et des jeunes titulaires d'un baccalauréat, 1997 à 2012

par Marc Frenette et René Morissette

Division de l'analyse sociale
Ottawa, Ontario

Avril 2014

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit nº 11F0019M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

Salaires et taux d'emploi à temps plein des jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires et des jeunes titulaires d'un baccalauréat, 1997 à 2012

par

Marc Frenette et René Morissette
Division de l'analyse sociale, Statistique Canada

11F0019M No. 360

ISSN 1205-9153

ISBN 978-0-660-22082-6

Avril 2014

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **8**

2 Données et méthodes **17**

2.1 Écarts salariaux entre les niveaux de scolarité 17

2.2 Différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein 24

3 Résultats **24**

3.1 Écarts salariaux entre les niveaux de scolarité 24

3.2 Différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein 32

3.3 Différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels 36

4 Conclusion **40**

Annexe **41**

Bibliographie **43**

Résumé

La présente étude porte sur les facteurs qui sous-tendent le resserrement des écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires observé de la période de 2000 à 2002 à celle de 2010 à 2012, ainsi que l'accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Trois constatations importantes se dégagent de l'étude. Premièrement, alors que le boom pétrolier qui a marqué une grande partie des années 2000 a eu tendance à réduire les écarts salariaux liés au niveau de scolarité chez les jeunes hommes ainsi que les jeunes femmes, l'effet des autres facteurs déterminants variait selon le sexe. Les augmentations du salaire minimum réel et de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat ont eu tendance à réduire les écarts salariaux chez les jeunes femmes, mais non chez les jeunes hommes. Par contre, les variations du taux de syndicalisation et de la prévalence relative des emplois temporaires ont réduit l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes, mais non chez les jeunes femmes. Deuxièmement, les augmentations du salaire minimum réel semblent avoir eu un double effet chez les jeunes femmes, réduisant les écarts salariaux entre celles titulaires d'un baccalauréat et celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires, mais accroissant les différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Troisièmement, la diminution des écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et les jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires ayant un emploi à temps plein a été compensée par un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Par conséquent, les différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels ou la rémunération annuelle moyenne des jeunes titulaires d'un baccalauréat et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires ne présentaient aucune tendance durant la période de référence de l'étude.

Sommaire

De la période de 2000 à 2002 à la période de 2010 à 2012, le salaire hebdomadaire réel moyen des hommes de 20 à 34 ans titulaires d'un baccalauréat et occupés à temps plein a diminué marginalement et celui de leurs homologues féminins a augmenté d'environ 5 %.

Par contre, le salaire hebdomadaire réel moyen des titulaires d'un diplôme d'études secondaires âgés de 20 à 34 ans et occupés à temps plein a augmenté d'environ 9 % pour les hommes et de 11 % pour les femmes. Donc, les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et les jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires ayant un emploi à temps plein ont diminué ces dernières années.

Malgré le resserrement des écarts entre ces deux groupes, les différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein se sont accentuées. Par exemple, le taux d'emploi rémunéré à temps plein des jeunes hommes titulaires d'un baccalauréat dépassait de 7,4 points de pourcentage celui observé pour les jeunes hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires durant la période de 2010 à 2012, écart en hausse par rapport aux 4,3 points de pourcentage enregistrés durant la période de 2000 à 2002. Chez les jeunes femmes, la différence est passée de 13,8 points de pourcentage à 18,6 points de pourcentage.

La présente étude porte sur les facteurs qui ont sous-tendu la diminution des écarts salariaux observés entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires de la période de 2000 à 2002 à celle de 2010 à 2012, ainsi que l'accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes.

Quatre types de facteurs sont considérés, à savoir ceux associés aux variations de l'offre de main-d'œuvre, de la demande de main-d'œuvre, des institutions et des contrats d'emploi, ainsi que de la conjoncture économique générale.

Les variations de la population de titulaires d'un baccalauréat par rapport à la population de titulaires d'un diplôme d'études secondaires sont utilisées pour saisir les variations de l'offre relative de main-d'œuvre.

Des variables servant à mesurer le boom pétrolier, l'essor de la construction, l'effondrement de l'emploi dans les secteurs de l'informatique et des télécommunications (IT) et les variations du cours du dollar canadien sur le marché des changes sont utilisées pour évaluer les variations de la demande de main-d'œuvre qui peuvent avoir une incidence sur l'avantage salarial lié aux études, c'est-à-dire les écarts salariaux entre les titulaires d'un baccalauréat et les jeunes diplômés du secondaire.

Les variations du salaire minimum réel, du taux de syndicalisation des jeunes et de la prévalence relative du travail temporaire entre les deux groupes sont utilisées pour évaluer les changements institutionnels.

Les fluctuations du taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans servent de variable de contrôle pour tenir compte des variations de la conjoncture du marché du travail.

Afin d'établir la corrélation entre les variations interrégionales des résultats observés chez les jeunes et les variations interrégionales des principales variables explicatives, l'étude tire parti du fait que les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires, ainsi que bon nombre de variables explicatives susmentionnées ont évolué différemment d'une région à l'autre. Par exemple, entre 2000-2002 et 2010-2012, les différences, corrigées pour tenir compte de l'expérience, entre les logarithmes du salaire hebdomadaire des jeunes hommes titulaires d'un baccalauréat et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupés à temps plein ont diminué d'au moins 15 points de

logarithme (environ 15 points de pourcentage) en Alberta et en Saskatchewan, mais d'environ 3 points de logarithme seulement en Ontario. De même, le salaire minimum réel a augmenté de 25 points de logarithme ou plus au Manitoba, à Terre-Neuve-et-Labrador ainsi que dans les autres provinces atlantiques (considérées collectivement), mais a baissé d'environ 2 points de logarithme en Colombie-Britannique.

Trois grandes constatations se dégagent de l'étude. La première est que, même si le boom pétrolier observé durant la plupart des années 2000 a eu tendance à réduire les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité chez les jeunes hommes ainsi que les jeunes femmes, l'effet des autres déterminants différait selon le sexe. Les hausses du salaire minimum réel et de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat ont eu tendance à réduire l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes femmes, mais non chez les jeunes hommes. Les variations du taux de syndicalisation et de l'importance relative de l'emploi temporaire ont réduit l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes, mais non chez les jeunes femmes.

La deuxième constatation est que les augmentations du salaire minimum réel semblent avoir eu un double effet chez les jeunes femmes : ces augmentations étaient associées à une diminution des écarts salariaux entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires, mais à un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes.

La troisième constatation est que la diminution des écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupés à temps plein a été compensée par un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Par conséquent, les différences de gains hebdomadaires moyens non conditionnels ou de rémunération annuelle moyenne entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires ne présentaient aucune tendance durant la période de référence de l'étude. Cette constatation est importante, parce qu'elle enrichit le débat sur l'inégalité salariale entre ces deux groupes de diplômés. Elle montre que, même si aucune tendance ne se dégageait concernant l'inégalité de la rémunération annuelle entre ces deux groupes durant les années 2000, l'inégalité des salaires horaires (ou des salaires hebdomadaires) entre ces groupes a diminué en raison de plusieurs facteurs, dont les fluctuations du prix du pétrole, les augmentations du salaire minimum réel et les effets de l'offre relative de main-d'œuvre. En résumé, après avoir augmenté de 1980 à 2000, les différences de prix de la main-d'œuvre selon le niveau de scolarité ont effectivement diminué chez les jeunes travailleurs au cours des années 2000.

1 Introduction

Le niveau de scolarité que l'on choisit d'atteindre pourrait être l'une des décisions d'investissement les plus importantes que l'on prend dans sa vie. Selon les nombreuses études passées en revue par Card (2001), le taux de rendement d'une année d'études est de l'ordre de 10 % sur le plan de la rémunération annuelle. Donc, les décisions en matière d'études peuvent influer sur la capacité future à fonder une famille, acheter un logement, payer les études des enfants, économiser pour la retraite, etc. Plus généralement, le taux de rendement des études peut avoir une incidence sur l'inégalité du revenu et la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Même si des estimations bien établies du rendement des études sont publiées, le grand public est habituellement mal informé quant aux avantages de la poursuite d'études supérieures (Frenette et Robson, 2011). Les élèves du secondaire et leurs parents sous-estiment généralement le rendement des études postsecondaires, y compris les études universitaires.

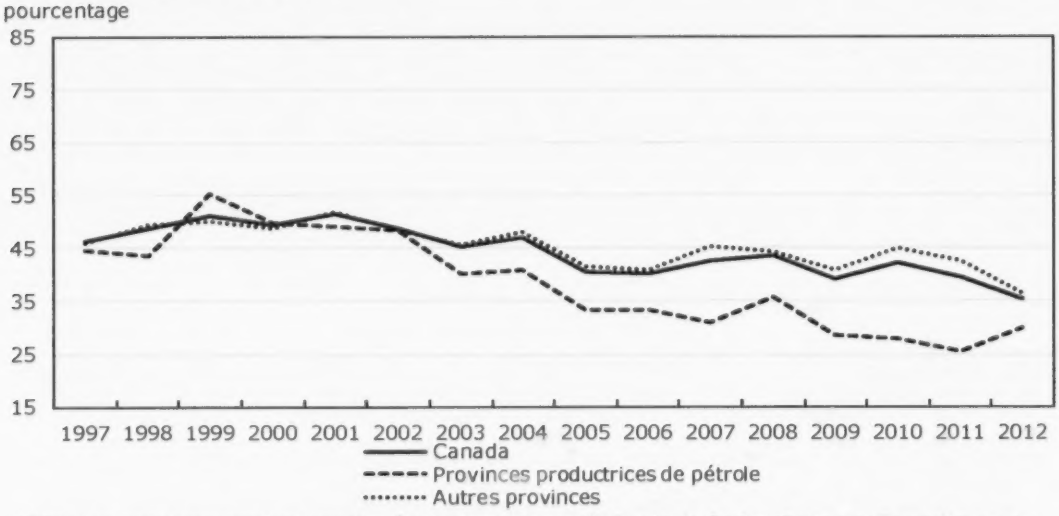
Le fait que les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité ne sont pas constants au fil du temps complique encore davantage la situation. Ainsi, Boudarbat et coll. (2010) montrent que les différences de rémunération selon le niveau de scolarité ont augmenté au cours des années 1980 et des années 1990, surtout chez les hommes, mais Morissette et coll. (2013) soulignent que cette tendance s'est renversée au cours des années 2000, en particulier chez les travailleurs de moins de 35 ans. À partir des années 2000, la rémunération des jeunes titulaires d'un baccalauréat occupés à temps plein a diminué ou augmenté modérément, tandis que celle des jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires a augmenté plus rapidement (tableau 1). Par conséquent, les écarts salariaux entre ces deux groupes ont diminué au cours des années 2000, surtout dans les provinces productrices de pétrole de l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador (graphiques 1 et 2).

Tableau 1
Salaire réel moyen des employés à temps plein âgés de 20 à 34 ans, 2000 à 2002 et 2010 à 2012

	Hommes		Femmes	
	Diplôme d'études secondaires	Baccalauréat	Diplôme d'études secondaires	Baccalauréat
	dollars de 2002			
Partie 1 – Salaire hebdomadaire réel moyen				
2000 à 2002	616	874	468	730
2010 à 2012	668	861	519	761
	points de pourcentage			
Variation en pourcentage	8,5	-1,5	11,0	4,3
	dollars de 2002			
Partie 2 – Salaire horaire réel moyen				
2000 à 2002	14,92	21,88	12,21	19,09
2010 à 2012	16,26	21,82	13,57	20,07
	points de pourcentage			
Variation en pourcentage	9,00	-0,30	11,10	5,10

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

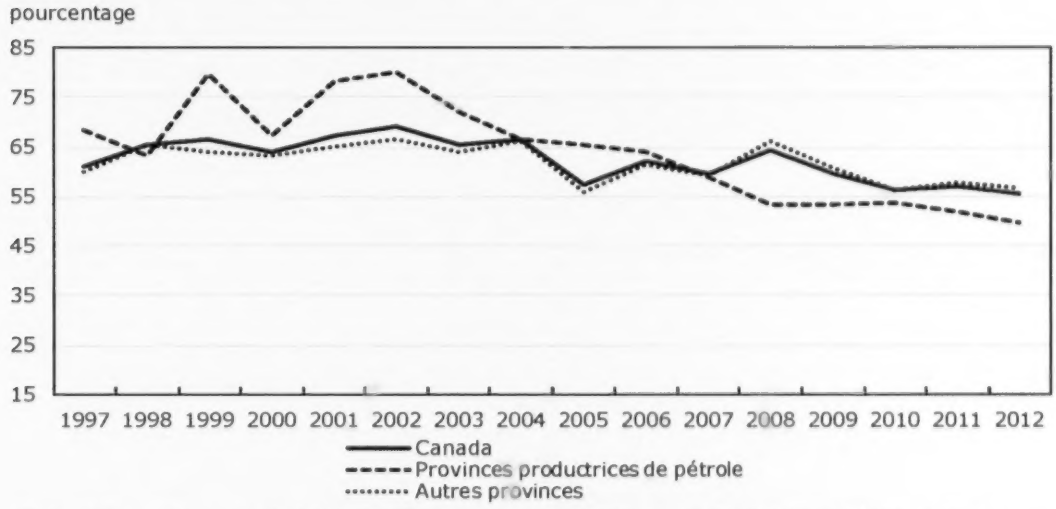
Graphique 1
Différences de salaire hebdomadaire moyen entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe masculin âgés de 20 à 34 ans et occupant un emploi à temps plein, selon la région, 1997 à 2012



Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en pourcentage sont calculées au moyen de modèles du logarithme du salaire hebdomadaire par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail, ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les estimations des différences entre les logarithmes du salaire sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année. Les statistiques résultantes sont converties en différences en pourcentage en utilisant l'antilogarithme moins un.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Graphique 2
Différences de salaire hebdomadaire moyen entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe féminin âgés de 20 à 34 ans et occupant un emploi à temps plein, selon la région, 1997 à 2012

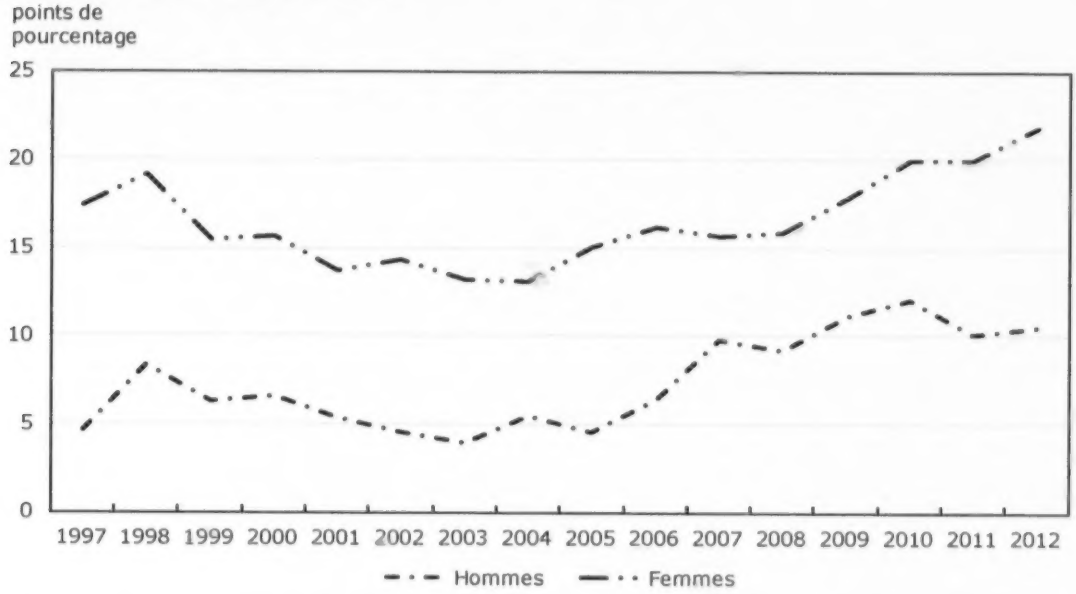


Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en pourcentage sont calculées au moyen de modèles du logarithme du salaire hebdomadaire par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail, ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les estimations des différences entre les logarithmes du salaire sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année. Les statistiques résultantes sont converties en différences en pourcentage en utilisant l'antilogarithme moins un.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Une autre source de complication tient au fait que les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité ne sont que l'un des facteurs susceptibles d'influer sur les décisions concernant les études. La mesure dans laquelle des études supplémentaires augmentent les chances qu'une personne décroche un emploi rémunéré à temps plein joue aussi un rôle important. Or, ces deux variables ont évolué différemment ces dernières années. Alors que les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupant un emploi rémunéré à temps plein ont diminué, les différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les deux groupes se sont accentuées (graphiques 3 et 4), surtout dans les provinces non productrices de pétrole (graphiques 5, 6, 7 et 8)[1]. Par conséquent, la réponse à la question de savoir si les diplômés du secondaire ont gagné du terrain ces dernières années comparativement à leurs homologues titulaires d'un baccalauréat dépend de façon cruciale du résultat sur le marché du travail et de la région que l'on prend en considération.

1. Durant la période de 2000 à 2002, le taux d'emploi rémunéré à temps plein des jeunes hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires était de 68,0 % et celui des jeunes hommes titulaires d'un baccalauréat, de 72,3 %. Les pourcentages correspondants pour la période de 2010 à 2012 étaient de 60,8 % et 68,2 %, respectivement. Le taux d'emploi rémunéré à temps plein des jeunes femmes diplômées du secondaire était de 49,1 % et celui des jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat, de 62,9 % durant la première période, comparativement à 44,2 % et 62,8 %, respectivement, durant la deuxième période.

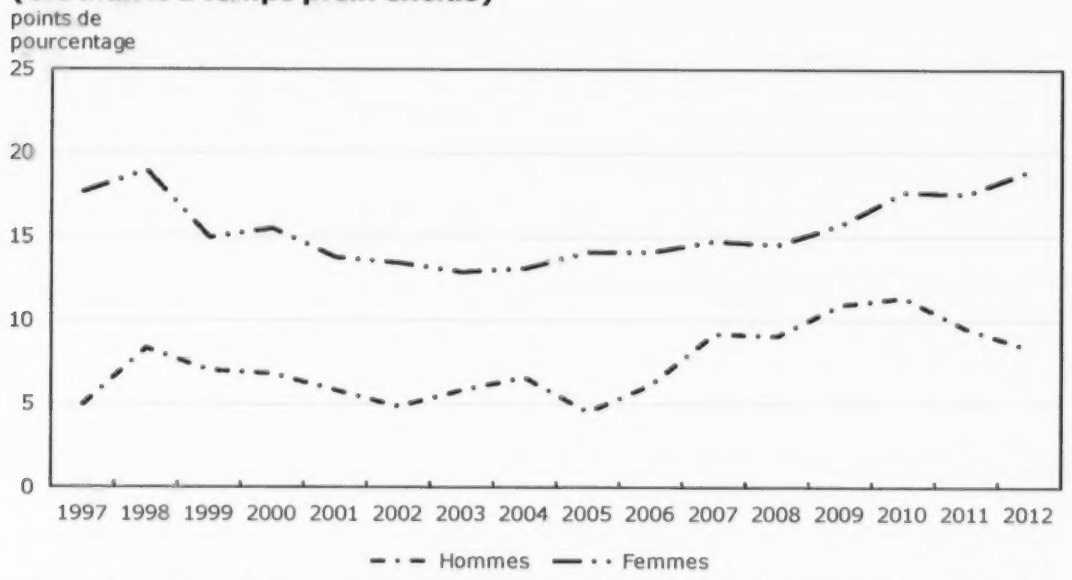
Graphique 3
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires âgés de 20 à 34 ans, selon le sexe, 1997 à 2012



Note : Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année qui contiennent des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail et les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions pour une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

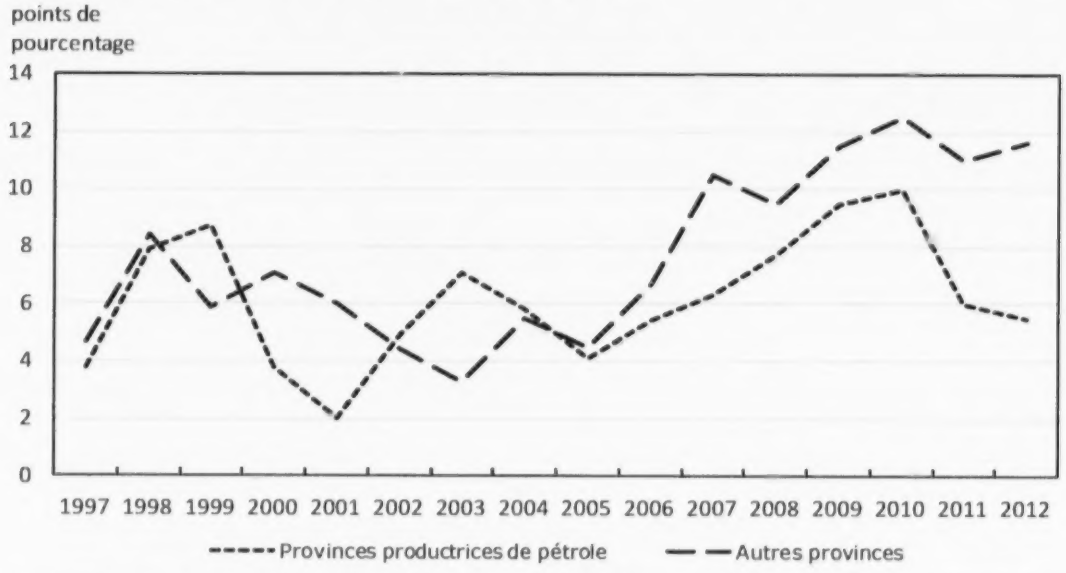
Graphique 4
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires âgés de 20 à 34 ans, selon le sexe, 1997 à 2012 (étudiants à temps plein exclus)



Note : Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année qui contiennent des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail et les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions pour une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

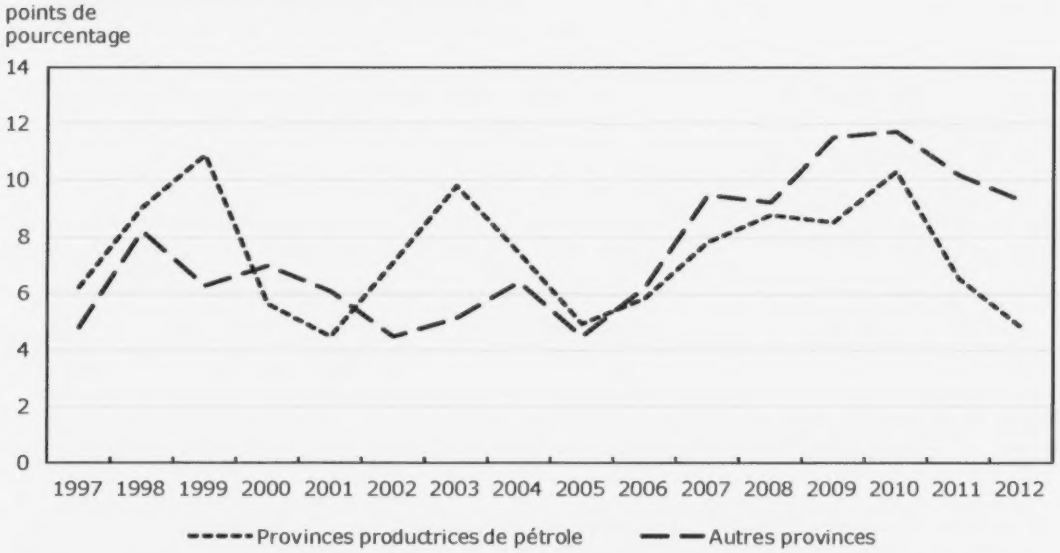
Graphique 5
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe masculin âgés de 20 à 34 ans, selon la région, 1997 à 2012



Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

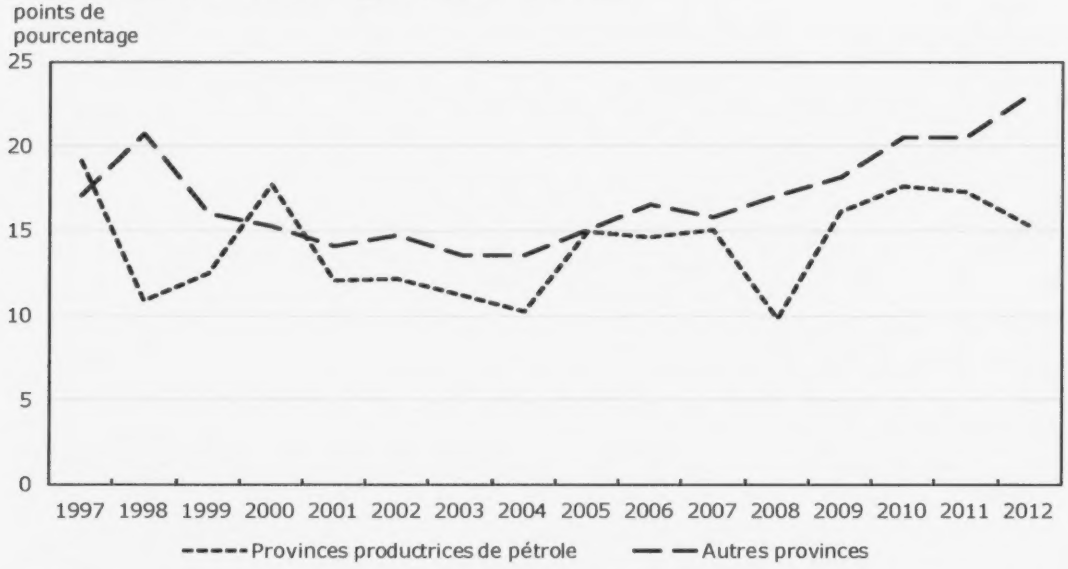
Graphique 6
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe masculin âgés de 20 à 34 ans, selon la région, 1997 à 2012 (étudiants à temps plein exclus)



Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

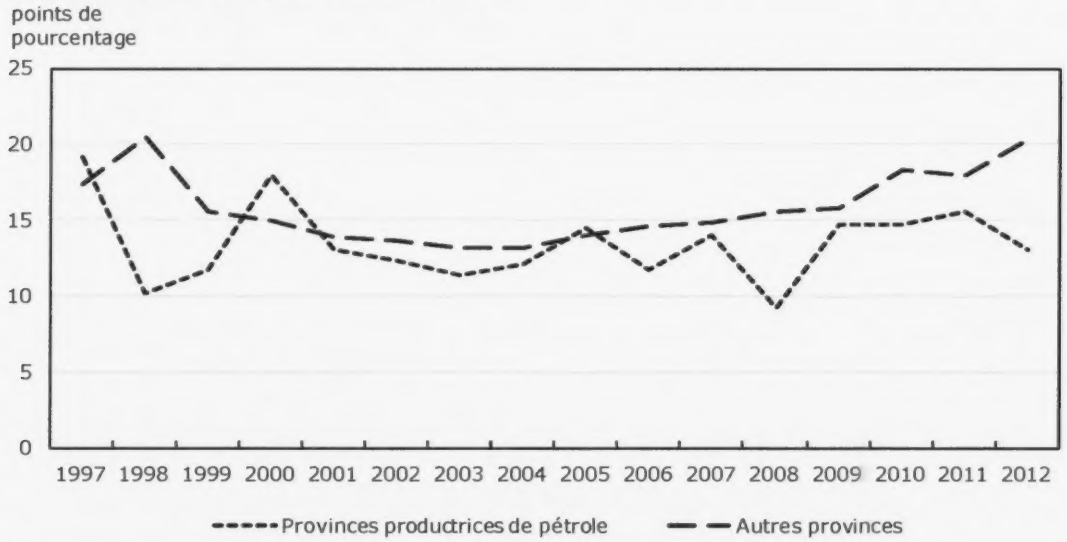
Graphique 7
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe féminin âgés de 20 à 34 ans, selon la région, 1997 à 2012



Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Graphique 8
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe féminin âgés de 20 à 34 ans, selon la région, 1997 à 2012 (étudiants à temps plein exclus)



Note : Les provinces productrices de pétrole comprennent l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences en points de pourcentage sont calculées au moyen de modèles de l'emploi rémunéré à temps plein par région et par année contenant des variables de contrôle pour un terme quadratique d'expérience potentielle sur le marché du travail ainsi que les niveaux d'études des travailleurs. Les différences sont agrégées sur l'ensemble des régions durant une année donnée en utilisant comme poids les estimations de l'emploi par région et par année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

La présente étude poursuit deux objectifs. Le premier consiste à expliquer la diminution de l'avantage salarial lié aux études — avantage mesuré par la différence entre les logarithmes du salaire hebdomadaire (horaire) des titulaires d'un baccalauréat et des titulaires d'un diplôme d'études secondaires — que l'on a constatée ces dernières années chez les travailleurs de 20 à 34 ans. On évalue pour cela le rôle des variations de l'offre relative de main-d'œuvre des diplômés, de la demande de main-d'œuvre (en particulier dans les secteurs du pétrole, de la construction, de la fabrication et de la haute technologie), des facteurs institutionnels (salaire minimum, syndicalisation et travail temporaire) et de la conjoncture générale du marché du travail.

Le deuxième objectif consiste à expliquer l'accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les deux groupes de jeunes travailleurs ces dernières années. Plusieurs facteurs susmentionnés sont pris en considération à cet égard.

Trois constatations importantes se dégagent de l'étude. Premièrement, alors que le boom pétrolier observé durant la plupart des années 2000 a eu tendance à réduire les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité chez les jeunes hommes ainsi que chez les jeunes femmes, l'effet des autres facteurs déterminants variait selon le sexe. Les augmentations du salaire minimum réel et de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat ont réduit les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité chez les jeunes femmes, mais non chez les jeunes

hommes. Les fluctuations du taux de syndicalisation et de l'importance relative de l'emploi temporaire ont réduit l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes, mais non chez les jeunes femmes.

La deuxième constatation est que les augmentations du salaire minimum réel semblent avoir eu un double effet chez les jeunes femmes : elles étaient associées à une diminution des écarts salariaux entre celles titulaires d'un baccalauréat et celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires, mais à un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes.

La troisième constatation est que la diminution des écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupés à temps plein a été compensée par un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Par conséquent, les différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels ou la rémunération annuelle moyenne des jeunes titulaires d'un baccalauréat et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires ne présentaient aucune tendance durant la période de référence de l'étude. Donc, les analyses basées uniquement sur les différences de rémunération annuelle entre les deux groupes ne permettraient pas de cerner les deux variations compensatoires qui ont eu lieu du début des années 2000 au début des années 2010, à savoir une diminution des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité accompagnée d'un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein.

Le plan de l'étude est le suivant. Les données et les méthodes sur lesquelles s'appuie l'étude sont décrites à la section 2. Les résultats sont présentés à la section 3. L'étude se conclut par une discussion des résultats.

2 Données et méthodes

Les données proviennent de l'Enquête sur la population active (EPA), qui fournit les données sur la rémunération les plus récentes et au moyen de laquelle des données mensuelles sur la rémunération et le niveau de scolarité sont recueillies de manière systématique depuis 1997. Les fichiers de l'EPA utilisés ici couvrent la période de 1997 à 2012, en mettant l'accent sur les tendances des salaires et des taux d'emploi à temps plein après 2000[2].

2.1 Écarts salariaux entre les niveaux de scolarité

L'échantillon utilisé pour étudier l'évolution des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité est constitué des travailleurs rémunérés occupés à temps plein âgés de 20 à 34 ans, gagnant au moins 75 $ par semaine en dollars constants de 2000 dans leur emploi principal, et vivant dans l'une des 10 provinces[3].

L'approche analytique comprend deux étapes. La première consiste à exécuter des régressions du logarithme du salaire hebdomadaire ou du logarithme du salaire horaire, selon le sexe, la région et l'année, en utilisant la spécification suivante :

$$\ln W_{irt} = B_0 + B_1 EXP_{irt} + B_2 EXP_{irt}^2 + \alpha_1 PDES_{irt} + \alpha_2 MÉTIERS_{irt} + \alpha_3 EPS_{irt} + \alpha_4 BA_{irt} + \alpha_5 SUP_{irt} + u_{irt} \quad (1)$$

2. Les données annuelles sont créées en sélectionnant des individus provenant de tous les mois de chaque année. Le fait que les individus figurent plus d'une fois dans l'échantillon ne pose pas de problème de mise en grappes pour le calcul des erreurs-types, car les variables de résultat sont définies au niveau régional par année.
3. Le seuil de 75 $ est utilisé pour rendre l'échantillon sélectionné comparable à celui utilisé dans Boudarbat et coll. (2010).

où $\ln W_{irt}$ désigne le logarithme du salaire hebdomadaire (horaire) du travailleur i vivant dans la région r durant l'année t. Les termes EXP_{irt} et EXP^2_{irt} mesurent l'expérience potentielle sur le marché du travail et sa valeur au carré, respectivement. Le reste de l'équation (1) comprend des variables indicatrices binaires pour divers niveaux de scolarité (pas de diplôme d'études secondaires — $PDES_{irt}$, certificat ou diplôme d'une école de métiers — $MÉTIERS_{irt}$, études postsecondaires inférieures au baccalauréat — EPS_{irt}, baccalauréat — BA_{irt}, maîtrise ou niveau de scolarité plus élevé — SUP_{irt}) : les titulaires d'un diplôme d'études secondaires forment le groupe de référence (omis). Le paramètre α_4 mesure les différences, corrigées pour tenir compte de l'expérience, entre les logarithmes du salaire hebdomadaire (horaire) des jeunes titulaires d'un baccalauréat (BA_{irt}) et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Tant pour les hommes que pour les femmes, l'équation (1) est estimée 128 fois, c'est-à-dire séparément pour chacune des 8 régions considérées et les 16 années de la période s'étalant de 1997 à 2012[4]. Cela donne, entre autres paramètres, 128 valeurs estimées de α_4.

La deuxième étape consiste à effectuer la régression des 128 valeurs estimées de α_4 sur les variables indicatrices de région (θ_r), les effets d'année (δ_t) et un vecteur Z_{rt} de variables explicatives définies au niveau sexe-région-année[5].

$$\alpha_{4rt} = \theta_r + \delta_t + \beta Z_{rt} + e_{rt} \qquad (2)$$

Les variables indicatrices de région permettent que les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires varient selon la région en raison de différences régionales de structure des industries, de structure des professions ou de taille d'entreprise. Les effets d'année permettent que les écarts salariaux au niveau national varient au fil du temps en raison de facteurs non mesurés tels que les progrès technologiques et l'intensité de la concurrence, à l'intérieur des industries ainsi qu'à l'étranger. Le vecteur Z_{rt} rend compte des changements institutionnels ainsi que des variations de l'offre de main-d'œuvre, de la demande de main-d'œuvre et de la conjoncture générale du marché du travail. Il est constitué de 10 variables explicatives définies plus bas. Les variations de l'offre de main-d'œuvre sont évaluées d'après les variations du (logarithme du) ratio du nombre de jeunes titulaires d'un baccalauréat au nombre de jeunes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Les variations de la demande de main-d'œuvre sont évaluées au moyen de variables reliées à quatre événements : le boom pétrolier des années 2000, l'essor de la construction des années 2000, l'effondrement du secteur de la haute technologie au début des années 2000 et l'appréciation du dollar canadien sur le marché des changes après 2002. Les changements institutionnels sont mesurés en se basant sur les variations du salaire minimum réel, des taux de syndicalisation des jeunes au niveau régional, des différences de taux de syndicalisation entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires, ainsi que de la prévalence relative du travail temporaire entre ces deux

4. De 2000 à 2008, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick ont vu leur part du produit intérieur brut (PIB) augmenter à des taux fort semblables : 17,8 %, 18,1 % et 18,7 %, respectivement (CANSIM tableau 379-0025). Par contre, Terre-Neuve-et-Labrador a affiché une hausse de 40,4 % de son PIB au cours de cette période. Par conséquent, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick sont regroupés dans l'analyse. Cela donne 8 régions suivies sur 16 années, ce qui produit un total de 128 cellules.
5. En s'inspirant de Solon et coll. (2013), l'équation (2) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (non pondérés) ainsi que par celle des moindres carrés pondérés, où les estimations (selon le sexe) de la population de travailleurs rémunérés à temps plein âgés de 20 à 34 ans dans la région r durant l'année t sont utilisées comme poids. Les poids de sondage de l'EPA sont utilisés pour estimer l'équation (1).

groupes. Enfin, les variations de la conjoncture générale du marché du travail sont évaluées au moyen du taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans.

En utilisant les valeurs estimées de β, l'équation (2) permet de déterminer dans quelle mesure les variations de Z_{rt} expliquent la diminution de l'avantage salarial lié aux études. En particulier, pour estimer la part de la variation de l'avantage salarial lié aux études qui peut être expliquée par une variable explicative particulière (par exemple, les variations du salaire minimum), on multiplie le coefficient pertinent dans β par la variation observée de cette variable. Nous nous concentrons ici sur les variations de l'avantage salarial lié aux études observées au cours des périodes de 2000 à 2002 et de 2010 à 2012[6].

L'approche méthodologique adoptée dans la présente étude est axée sur la variation interrégionale des fluctuations des variables explicatives clés. Par exemple, pour pouvoir déterminer l'effet du salaire minimum sur l'avantage salarial lié aux études, le salaire minimum doit avoir augmenté davantage dans certaines régions que dans d'autres durant la période d'observation. En l'absence de ce genre de variation interrégionale, l'effet d'une composante donnée de Z_{rt} sur l'avantage salarial lié aux études ne peut pas être distingué des effets d'année (δ_t). Le lecteur ne doit pas non plus perdre de vue que cette approche reflète à la fois les effets directs et indirects des variations d'une variable explicative donnée sur l'avantage salarial lié aux études. Ainsi, un boom pétrolier peut faire augmenter non seulement les salaires des travailleurs du secteur du pétrole, mais aussi la demande d'intrants intermédiaires utilisés par l'industrie pétrolière. Si les travailleurs employés dans les secteurs qui produisent ces intrants intermédiaires sont principalement des diplômés du secondaire, la réduction du ratio salarial du baccalauréat aux études secondaires qui en découle reflétera les deux ensembles d'influences[7].

Fluctuations de l'offre de main-d'œuvre

Dans le simple cadre de l'offre et de la demande, une augmentation de l'offre de titulaires d'un baccalauréat relativement à celle de titulaires d'un diplôme d'études secondaires devrait réduire l'avantage salarial lié aux études, c'est-à-dire les écarts salariaux entre les deux groupes. La raison en est simple : la croissance plus forte de la population de titulaires d'un baccalauréat que celle de la population de diplômés du secondaire réduira la rareté relative du premier groupe. Afin de saisir les variations de l'offre relative de main-d'œuvre, nous calculons le logarithme du ratio du nombre de titulaires d'un baccalauréat âgés de 20 à 34 ans au nombre de titulaires d'un diplôme d'études secondaires âgés de 20 à 34 ans. Nous utilisons deux versions de cette variable, l'une sexospécifique et l'autre pas.

Fluctuations de la demande de main-d'œuvre

Plusieurs facteurs peuvent avoir modifié la demande de diplômés du secondaire et de titulaires d'un baccalauréat ces dernières années, dont les fortes augmentations des prix mondiaux du pétrole, l'essor de la construction durant les années 2000, l'appréciation du dollar canadien sur le marché des changes après 2002 et l'effondrement observé dans le secteur de l'informatique et des télécommunications (IT) au début des années 2000.

6. Cette approche est semblable à une décomposition classique de Oaxaca (Oaxaca, 1973), excepté que les coefficients utilisés sont calculés à partir d'un modèle groupé (Oaxaca et Ransom, 1994).
7. Un choc économique positif peut aussi accroître le pouvoir de négociation des travailleurs sur les marchés du travail locaux, ce qui peut modifier l'avantage salarial lié aux études par des effets d'entraînement. Pour cette raison, un boom pétrolier peut aussi modifier l'avantage salarial lié aux études chez des groupes de travailleurs (comme les jeunes femmes) peu présents dans le secteur pétrolier.

De 2000 à 2008, les prix obtenus par les producteurs de pétrole canadiens ont doublé (tableau 2). En outre, dans le secteur de la construction, le nombre de mises en chantier a augmenté considérablement. Comme les hommes détenteurs d'un diplôme d'études secondaires sont plus fréquemment employés dans les secteurs du pétrole et de la construction que ceux titulaires d'un baccalauréat (tableau 3), la hausse des prix mondiaux du pétrole et la forte croissance de la demande de logements peuvent avoir exercé une plus forte pression à la hausse sur la rémunération du premier groupe que sur celle du second. La baisse de l'emploi dans le secteur de l'IT après 2001 (Bowlby et Langlois, 2002; Frenette, 2007) peut également avoir contribué à la réduction de l'avantage salarial lié aux études en réduisant la demande relative de titulaires d'un baccalauréat qui sont beaucoup plus nombreux à travailler dans le secteur de l'IT que leurs homologues possédant un diplôme d'études secondaires (tableau 3). Inversement, l'appréciation importante du dollar canadien observée après 2002 (tableau 2) pourrait avoir réduit plus fortement la demande de diplômés du secondaire que celle de titulaires d'un baccalauréat, étant donné que les premiers étaient plus souvent employés dans le secteur de la fabrication — qui est exposé aux fluctuations du taux de change — que les seconds à la fin des années 1990 (tableau 3)[8].

8. Comme le montre l'annexe 1, l'effet de la hausse du taux de change est reflété par une variable qui est égale à la valeur du dollar canadien à l'année $t-1$ multipliée par le pourcentage de jeunes hommes (femmes) travaillant dans le secteur de la fabrication dans une région donnée au cours de la période de 1997 à 1999. L'effet du choc pétrolier est reflété par une variable qui est égale au prix du pétrole à l'année $t-1$ multiplié par le pourcentage de jeunes hommes (femmes) qui travaillaient dans le secteur du pétrole dans une région donnée au cours de la période de 1997 à 1999. Donc, les différences interrégionales de l'importance relative des secteurs de la fabrication et du pétrole à la fin des années 1990 (p. ex. parts de l'emploi relativement élevées dans le secteur de la fabrication au Québec et en Ontario, et dans le secteur du pétrole en Alberta, en Saskatchewan et à Terre-Neuve-et-Labrador; voir le tableau 4) aident à isoler l'effet de la hausse du taux de change de l'effet de la hausse des prix du pétrole. La comparaison des tableaux 4 et 12 (présentée en annexe) indique, comme prévu, que le pourcentage de jeunes hommes travaillant dans le secteur de la construction et dans celui du pétrole a augmenté de 1997-1999 à 2010-2012. En revanche, le pourcentage de jeunes hommes et de jeunes femmes travaillant dans le secteur de la fabrication et le pourcentage de jeunes femmes travaillant dans le secteur de l'informatique et des télécommunications ont diminué.

Tableau 2
Statistiques agrégées, 1996 à 2012

Année	Colonne 1 Indice des prix des produits industriels — Produits du pétrole et du charbon	Colonne 2 Mises en chantier (tous les logements)	Colonne 3 Emploi dans les industries de l'informatique et des télécommunications (travailleurs rémunérés de 20 à 34 ans)	Colonne 4 Taux de change (dollars américains pour un dollar canadien)
	indice	dollars	nombre	taux
1996	80,1	124 713	169 571	0,733
1997	79,6	147 040	192 124	0,722
1998	65,5	137 439	216 631	0,674
1999	76,6	149 968	219 328	0,673
2000	111,7	151 653	260 380	0,673
2001	106,5	162 733	267 164	0,646
2002	100,0	205 034	227 615	0,637
2003	110,0	218 426	215 909	0,714
2004	129,4	233 431	204 660	0,768
2005	159,9	225 481	199 315	0,825
2006	174,2	227 395	204 422	0,882
2007	183,5	228 343	211 499	0,931
2008	230,2	211 056	213 187	0,937
2009	165,6	149 081	195 013	0,876
2010	186,8	189 930	186 007	0,971
2011	232,3	193 950	192 868	1,011
2012	237,3	214 827	199 375	1,001

Note : Pour 2012, l'indice des prix des produits du pétrole et du charbon est une moyenne sur les 10 premiers mois de l'année.

Sources : Statistique Canada, CANSIM, tableau 329-0065 (colonne 1), CANSIM, tableau 027-0009 (colonne 2), Enquête sur la population active (colonne 3) et CANSIM, tableau 176-0064 (cours au comptant à midi) (colonne 4).

Tableau 3
Statistiques descriptives, travailleurs rémunérés à temps plein de 20 à 34 ans

	Hommes		Femmes	
	Diplôme d'études secondaires	Baccalauréat	Diplôme d'études secondaires	Baccalauréat
	pourcentage			
Pourcentage de travailleurs occupés de 1997 à 1999 en				
Informatique et télécommunications	2,5	13,3	3,8	6,3
Construction	8,9	1,9	1,3	0,7
Fabrication	28,5	16,7	16,9	8,8
Industrie pétrolière	2,3	1,2	0,4	0,5
	dollars de 2002			
Salaire horaire réel de 1997 à 1999				
Salaire horaire réel moyen	14,68	20,73	12,34	18,42
Salaire horaire réel médian	13,49	19,71	11,09	17,84
Salaire horaire réel au 25^{e} centile	10,26	14,61	8,61	13,28
Salaire horaire réel au 10^{e} centile	8,17	10,72	7,49	9,63
Salaire minimum réel moyen, 1997 à 1999 (pondéré par l'emploi)	7,11	7,11	7,11	7,11

Note : Les centiles sont spécifiques au sexe et au niveau d'études.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Ces facteurs sont évalués au moyen des quatre variables suivantes, dont la construction est décrite en détail à l'annexe 1 : la variable du prix du pétrole, la variable des mises en chantier, la variable du taux de change et la part de l'emploi dans le secteur de l'IT attribuable aux jeunes. Puisque les fluctuations de la demande et de l'offre de main-d'œuvre peuvent avoir un effet retardé sur les salaires, les valeurs décalées d'un an de ces quatre variables et des variables de l'offre de main-d'œuvre susmentionnées sont utilisées dans Z_{rt} dans toutes les analyses par la régression.

Changements institutionnels

Durant les années 2000, le salaire minimum réel a augmenté dans la plupart des provinces (tableau 5). Comme les titulaires d'un diplôme d'études secondaires sont moins bien rémunérés (et sont plus susceptibles d'occuper des emplois rémunérés au salaire minimum) que les titulaires d'un baccalauréat, ces augmentations du salaire minimum peuvent avoir réduit l'avantage salarial lié aux études. L'effet de la hausse du salaire minimum sur l'avantage salarial lié aux études devrait être plus important chez les femmes, puisque celles qui possèdent un diplôme d'études secondaires gagnent moins que leurs homologues masculins (tableau 3). La valeur contemporaine (c'est-à-dire la valeur à l'année t lorsque l'année t est prise en considération) du logarithme du salaire minimum réel est utilisée dans Z_{rt} [9].

Comme les syndicats ont davantage tendance à faire augmenter les salaires des travailleurs peu qualifiés que ceux de leurs homologues très spécialisés (Lemieux, 1998), une hausse du taux de syndicalisation pourrait faire baisser le ratio salarial du baccalauréat au diplôme

9. Pour la région qui englobe l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, le salaire minimum est égal à la moyenne pondérée par l'emploi du salaire minimum propre à la province. La valeur propre à la province de l'Indice des prix à la consommation (indice d'ensemble) est utilisée comme déflateur.

d'études secondaires. Inversement, les différences de taux de syndicalisation entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires pourraient être corrélées positivement au ratio salarial du baccalauréat au diplôme d'études secondaires si la hausse de la rémunération selon le groupe de travailleurs est plus prononcée pour les groupes pour lesquels les taux de syndicalisation sont plus élevés. Les variations du taux de syndicalisation sont mesurées par la valeur contemporaine du pourcentage de travailleurs qui sont affiliés à un syndicat dans une région donnée durant une année donnée. Les différences de taux de syndicalisation entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires sont évaluées en utilisant la valeur contemporaine de ces différences.

Tableau 4
Pourcentage de titulaires d'un diplôme d'études secondaires et de titulaires d'un baccalauréat occupés dans des industries particulières, selon la province, moyenne de 1997 à 1999

	Informatique et télécommunications	Construction	Fabrication	Pétrole
		pourcentage		
Partie 1 - Hommes de 20 à 34 ans				
Terre-Neuve-et-Labrador	3,4	4,1	12,9	2,6
Autres provinces atlantiques	4,5	6,2	18,2	0,7
Québec	8,0	4,0	29,3	0,3
Ontario	7,7	5,8	28,0	0,4
Manitoba	3,5	7,0	22,3	0,9
Saskatchewan	2,9	5,5	17,0	7,0
Alberta	5,7	8,5	14,5	9,7
Colombie-Britannique	5,2	8,6	18,8	1,2
Ensemble des provinces	6,6	6,2	24,0	1,9
Partie 2 - Femmes de 20 à 34 ans				
Terre-Neuve-et-Labrador	3,0	0,2	4,7	0,5
Autres provinces atlantiques	2,8	1,0	8,1	0,1
Québec	5,6	0,7	16,8	0,1
Ontario	5,8	1,0	16,0	0,1
Manitoba	2,5	0,9	10,9	0,0
Saskatchewan	2,5	0,6	4,7	0,5
Alberta	4,9	1,7	5,7	3,4
Colombie-Britannique	5,0	0,9	7,5	0,3
Ensembre des povinces	5,1	1,0	12,7	0,5

Note : Travailleurs rémunérés à temps plein de 20 à 34 ans.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

En plus des variations du salaire minimum et du taux de syndicalisation, les variations du type de contrats négociés entre les employeurs et les employés peuvent avoir une incidence sur l'avantage salarial lié aux études. Puisque les emplois temporaires sont généralement moins bien rémunérés que les emplois permanents (Galarneau, 2005), la croissance plus forte de l'emploi temporaire chez les titulaires d'un baccalauréat devrait avoir tendance à réduire l'avantage salarial lié aux études. Cette notion est prise en compte en calculant la valeur contemporaine de la différence entre les pourcentages de titulaires d'un baccalauréat et de diplômés du secondaire occupant un emploi temporaire.

Conjoncture générale du marché du travail

Il existe des preuves que les salaires des travailleurs peu qualifiés ont tendance à augmenter lorsque le taux de chômage atteint des niveaux historiquement faibles (Mishel et coll., 2012). Comme la conjoncture du marché du travail s'est améliorée du début des années 2000 jusqu'à 2008, une partie de la réduction de l'avantage salarial lié aux études observée dans les graphiques 1 et 2 pourrait être associée à un resserrement du marché du travail. La valeur contemporaine du taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans est utilisée pour tenir compte de l'influence de la conjoncture générale du marché du travail sur l'avantage salarial lié aux études.

2.2 Différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein

L'échantillon utilisé pour étudier l'évolution des différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein des titulaires d'un diplôme d'études secondaires et des titulaires d'un baccalauréat comprend les personnes âgées de 20 à 34 ans vivant dans les 10 provinces.

La méthodologie utilisée est identique à celle décrite à la sous-section 2.1, à deux exceptions près. Premièrement, la variable dépendante de l'équation (1) est maintenant égale à 1 si une personne occupe à temps plein un emploi rémunéré, et à 0 autrement. Donc, la variable dépendante utilisée dans l'équation (2) mesure maintenant les différences, corrigées pour tenir compte de l'expérience, entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein (plutôt que les logarithmes des salaires) des jeunes titulaires d'un baccalauréat et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Deuxièmement, puisque, par définition, les taux d'emploi à temps plein mesurent la part de « fournisseurs de main-d'œuvre » qui ont un emploi rémunéré à temps plein, le vecteur Z_{rt} est redéfini afin de tenir compte du fait que les variations des taux d'emploi rémunéré à temps plein sont plausiblement dictées par des changements de la demande de main-d'œuvre, de la conjoncture générale du marché du travail et des institutions, plutôt que par des variations de l'offre de main-d'œuvre.

3 Résultats

3.1 Écarts salariaux entre les niveaux de scolarité

Les tableaux 5 et 6 montrent, pour les jeunes hommes et pour les jeunes femmes, respectivement, comment l'avantage salarial lié aux études et la plupart des variables explicatives définies plus haut ont évolué du début des années 2000 à la fin des années 2000[10]. Entre 2000-2002 et 2010-2012, la diminution de l'avantage salarial lié aux études a varié d'une région à l'autre. Chez les jeunes hommes, les différences, corrigées pour tenir compte de l'expérience, entre les logarithmes des salaires hebdomadaires des titulaires d'un baccalauréat et des titulaires d'un diplôme d'études secondaires ont diminué d'au moins 15 points de logarithme (environ 15 points de pourcentage) en Alberta et en Saskatchewan, mais d'environ 3 points de logarithme seulement en Ontario (tableau 5). Chez les jeunes femmes, ces différences ont diminué plus fortement à Terre-Neuve-et-Labrador et en Alberta que dans les autres provinces (tableau 6).

10. Les variations de l'avantage salarial lié aux études sont obtenues au moyen de l'équation (1) en prenant la moyenne des valeurs estimées de α_4 sur les diverses années d'une période donnée (2000 à 2002 ou 2010 à 2012).

De même, plusieurs variables explicatives clés utilisées dans Z_{rt} présentaient des différences de variation selon la région. Chez les jeunes hommes, la variable du prix du pétrole a augmenté davantage dans les trois principales provinces productrices de pétrole (Alberta, Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador) que dans les autres provinces[11]. L'offre relative de main-d'œuvre a peu varié en Saskatchewan, mais a augmenté fortement en Colombie-Britannique et à Terre-Neuve-et-Labrador. Le taux de syndicalisation a augmenté d'environ 4 points de pourcentage au Québec et à Terre-Neuve-et-Labrador, mais a baissé d'environ la même quantité en Colombie-Britannique. Comme prévu, la variable de l'IT a diminué davantage au Québec et en Ontario qu'ailleurs. Le salaire minimum réel a augmenté d'au moins 25 points de logarithme au Manitoba, à Terre-Neuve-et-Labrador et dans les autres provinces atlantiques (considérées collectivement), mais a diminué d'environ 2 points de logarithme en Colombie-Britannique. Chez les jeunes femmes, des différences de variations des variables explicatives clés sont également observées d'une région à l'autre.

Les résultats des régressions au moyen de l'équation (2) sont présentés pour les jeunes hommes au tableau 7 et pour les jeunes femmes au tableau 8. La partie supérieure de chaque tableau donne les chiffres fondés sur le logarithme du salaire hebdomadaire, tandis que la partie inférieure donne les résultats fondés sur le logarithme du salaire horaire. Les deux premières colonnes donnent les estimations des paramètres des régressions par les moindres carrés pondérés, en utilisant comme poids les nombres estimés de travailleurs rémunérés à temps plein de sexe masculin (féminin) âgés de 20 à 34 ans dans la région r durant l'année t. Les deux colonnes suivantes sont basées sur les régressions non pondérées, dans lesquelles un poids égal est attribué à chacune des huit régions prises en considération dans la présente étude. Dans tous les cas, les modèles de régression tiennent compte de la présence d'une corrélation propre d'ordre un dans le terme d'erreur de l'équation (2).

11. Étant donné que la variable du prix du pétrole est égale au prix du pétrole multiplié par la part de l'emploi des jeunes dans le secteur pétrolier en 1997-1999 (annexe 1), cette tendance est attendue : à la fin des années 1990, les jeunes hommes de ces provinces étaient employés plus fréquemment dans le secteur pétrolier que leurs homologues des autres provinces (tableau 4).

Tableau 5
Variations de l'avantage salarial lié aux études et des variables explicatives clés, selon la province — Hommes de 20 à 34 ans

	Variation de 2000-2002 à 2010-2012									
Provinces	Avantage salarial lié aux études	Offre relative de main-d'œuvre	Prix du pétrole	Mises en chantier	Informatique et télécommunications	Taux de change	Log du salaire minimum	Taux de syndicalisation	Différence de prévalence des emplois temporaires	Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans
	nombre									
Terre-Neuve-et-Labrador	-0,047	0,250	0,027	0,062	-0,192	0,036	0,368	0,039	0,051	-0,024
Autres provinces atlantiques	-0,050	0,100	0,007	0,006	-0,230	0,053	0,270	0,023	0,023	-0,008
Québec	-0,085	0,195	0,003	0,026	-0,416	0,088	0,125	0,040	-0,029	-0,007
Ontario	-0,034	0,169	0,004	-0,010	-0,433	0,081	0,196	0,003	0,001	0,016
Manitoba	-0,090	0,080	0,008	0,062	-0,173	0,062	0,253	0,026	-0,007	0,000
Saskatchewan	-0,196	0,014	0,063	0,094	-0,153	0,044	0,205	0,007	-0,005	-0,007
Alberta	-0,150	0,080	0,102	-0,007	-0,310	0,045	0,180	0,010	0,022	0,007
Colombie-Britannique	-0,060	0,247	0,012	0,033	-0,297	0,053	-0,020	-0,038	0,017	-0,005
Ensemble des provinces	-0,077	0,150	0,026	0,012	-0,381	0,067	0,155	0,008	0,001	0,003

Note : Dans ce tableau, l'avantage salarial lié aux études est basé sur le logarithme du salaire hebdomadaire. Les chiffres présentés pour l'offre relative de main-d'œuvre sont sexospécifiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 6

Variations de l'avantage salarial lié aux études et des variables explicatives clés, selon la province — Femmes de 20 à 34 ans

	Variation de 2000-2002 à 2010-2012									
Provinces	Avantage salarial lié aux études	Offre relative de main-d'œuvre	Prix du pétrole	Mises en chantier	Informatique et télécommunications	Taux de change	Log du salaire minimum	Taux de syndicalisation	Différence de prévalence des emplois temporaires	Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans
	nombre									
Terre-Neuve-et-Labrador	-0,172	0,434	0,004	0,005	-0,114	0,013	0,368	0,041	0,020	-0,024
Autres provinces atlantiques	-0,095	0,347	0,001	0,001	-0,139	0,022	0,269	0,058	-0,003	-0,008
Québec	-0,099	0,417	0,000	0,003	-0,300	0,051	0,125	0,075	0,028	-0,007
Ontario	-0,022	0,359	0,001	-0,001	-0,319	0,044	0,196	0,039	-0,026	0,016
Manitoba	-0,046	0,315	0,001	0,006	-0,136	0,030	0,252	0,047	0,006	0,000
Saskatchewan	-0,106	0,368	0,008	0,008	-0,170	0,013	0,205	0,036	-0,005	-0,007
Alberta	-0,144	0,233	0,035	-0,001	-0,240	0,019	0,180	0,014	-0,049	0,007
Colombie-Britannique	-0,031	0,420	0,003	0,004	-0,225	0,019	-0,020	0,005	0,025	-0,005
Ensemble des provinces	-0,066	0,359	0,006	0,001	-0,274	0,035	0,159	0,042	-0,005	0,003

Note : Dans ce tableau, l'avantage salarial lié aux études est basé sur le logarithme du salaire hebdomadaire. Les chiffres présentés pour l'offre relative de main-d'œuvre sont sexospécifiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 7
Écarts salariaux — Résultats des régressions pour les hommes de 20 à 34 ans

	Données pondérées et offre sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données pondérées et offre non sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données non pondérées et offre sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données non pondérées et offre non sexo-spécifique de main-d'œuvre	Variation des variables explicatives
	estimations des paramètres				différence entre les moyennes pondérées
Partie 1 – Basées sur le logarithme du salaire hebdomadaire					
Offre relative de main-d'œuvre	-0,033	-0,014	0,029	0,022	0,150
Prix du pétrole	-0,595 ***	-0,591 ***	-0,451 *	-0,464 *	0,026
Mises en chantier	-0,384 *	-0,388 *	-0,460 **	-0,462 **	0,012
Informatique et télécommunications	-0,026	-0,037	0,114	0,112	-0,381
Taux de change	-0,232	-0,271	0,771	0,748	0,067
Salaire minimum	0,087	0,093 †	0,074	0,074	0,155
Syndicalisation	-0,548 **	-0,545 **	-0,844 ***	-0,855 ***	0,008
Syndicalisation relative	-0,049	-0,052	-0,013	-0,014	0,035
Emplois temporaires	-0,465 ***	-0,473 ***	-0,346 ***	-0,351 **	0,001
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,180	0,125	-0,287	-0,284	0,003
Partie 2 – Basées sur le logarithme du salaire horaire					
Offre relative de main-d'œuvre	-0,039	-0,020	0,038	0,043	0,150
Prix du pétrole	-0,663 ***	-0,657 ***	-0,567 **	-0,585 **	0,026
Mises en chantier	-0,219	-0,225	-0,259 †	-0,262 †	0,012
Informatique et télécommunications	-0,046	-0,058	0,065	0,058	-0,381
Taux de change	-0,190	-0,224	0,601	0,530	0,067
Salaire minimum	0,086 †	0,091 †	0,096	0,099 †	0,155
Syndicalisation	-0,560 ***	-0,553 ***	-0,790 ***	-0,810 ***	0,008
Syndicalisation relative	0,009	0,007	0,019	0,019	0,035
Emplois temporaires	-0,371 ***	-0,379 ***	-0,257 **	-0,272 **	0,001
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,386	0,321	0,166	0,176	0,003

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Note : Résultats de l'équation (2), fondés sur 128 observations. Les valeurs p sont basées sur les erreurs-types en permettant une corrélation propre d'ordre un. La colonne intitulée « Variation des variables explicatives » montre les variations des moyennes pondérées des variables explicatives pour la période de 2000 à 2002 à la période de 2010 à 2012. Tous les modèles contiennent des variables indicatrices de région et des effets d'année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 8
Écarts salariaux — Résultats des régressions pour les femmes de 20 à 34 ans

	Données pondérées et offre sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données pondérées et offre non sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données non pondérées et offre sexo-spécifique de main-d'œuvre	Données non pondérées et offre non sexo-spécifique de main-d'œuvre	Variation des variables explicatives
	estimations des paramètres				différence entre les moyennes pondérées
Partie 1 – Basées sur le logarithme du salaire hebdomadaire					
Offre relative de main-d'œuvre	-0,064 †	-0,098 *	-0,110 ***	-0,129 ***	0,359
Prix du pétrole	-1,988 ***	-2,022 ***	-1,566 **	-1,651 **	0,006
Mises en chantier	-2,760 †	-2,688 †	-1,719	-1,691	0,001
Informatique et télécommunications	-0,003	0,029	0,176 †	0,184 †	-0,274
Taux de change	-0,034	0,101	0,506	0,634	0,035
Salaire minimum	-0,116 *	-0,124 *	-0,214 ***	-0,209 ***	0,159
Syndicalisation	-0,111	-0,171	-0,067	-0,182	0,042
Syndicalisation relative	-0,015	-0,005	0,069	0,081	0,029
Emplois temporaires	-0,028	-0,007	-0,036	-0,046	-0,005
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,329	0,414	0,668	0,619	0,003
Partie 2 – Basées sur le logarithme du salaire horaire					
Offre relative de main-d'œuvre	-0,085 *	-0,113 **	-0,105 ***	-0,121 ***	0,359
Prix du pétrole	-1,762 ***	-1,795 ***	-1,406 **	-1,483 **	0,006
Mises en chantier	-2,725 *	-2,611 *	-1,094	-1,072	0,001
Informatique et télécommunications	0,037	0,072	0,193 *	0,200 *	-0,274
Taux de change	-0,202	-0,065	0,275	0,391	0,035
Salaire minimum	-0,139 **	-0,146 **	-0,208 ***	-0,203 ***	0,159
Syndicalisation	-0,100	-0,183	-0,048	-0,159	0,042
Syndicalisation relative	0,088	0,106	0,142 †	0,155 *	0,029
Emplois temporaires	-0,014	0,011	-0,016	-0,024	-0,005
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,408	0,517	0,810 †	0,767 †	0,003

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Note : Résultats de l'équation (2), fondés sur 128 observations. Les valeurs p sont basées sur les erreurs-types en permettant une corrélation propre d'ordre un. La colonne intitulée « Variation des variables explicatives » montre les variations des moyennes pondérées des variables explicatives pour la période de 2000 à 2002 à la période de 2010 à 2012. Tous les modèles contiennent des variables indicatrices de région et des effets d'année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Les deux parties du tableau 7 montrent que, pour les jeunes hommes, trois variables ont un effet statistiquement significatif au seuil de signification de 5 % dans tous les modèles examinés : la variable du prix du pétrole, le taux de syndicalisation et la variable de l'emploi temporaire[12]. Les estimations des paramètres pour les première et troisième variables sont assez stables, que l'on se serve des données pondérées ou non pondérées. Pour la variable de syndicalisation, les estimations du paramètre sont notablement plus élevées lorsqu'on utilise les données non pondérées. Néanmoins, tous les modèles donnent à penser que ces trois variables ont eu tendance à réduire les écarts salariaux entre les jeunes hommes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires au cours de la période allant de 1997 à 2012.

Le tableau 8 montre que les facteurs associés à la diminution de l'avantage salarial lié aux études ne sont pas les mêmes chez les jeunes femmes que chez les jeunes hommes. Pour les deux mesures de la rémunération et pour la plupart des modèles pris en considération, les augmentations de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat, du prix du pétrole et du salaire minimum réel sont corrélées négativement (au seuil de signification de 5 %) aux variations de l'avantage salarial lié aux études (tableau 8)[13]. Contrairement à la situation pour les jeunes hommes, le taux de syndicalisation et la variable d'emploi temporaire n'ont jamais d'effet statistiquement significatif chez les jeunes femmes. Alors que les estimations du paramètre pour le salaire minimum sont plus élevées en valeur absolue dans les régressions non pondérées, c'est l'inverse que l'on observe pour la variable de prix du pétrole.

En résumé, alors que le boom pétrolier que l'on a connu pendant la plupart des années 2000 a eu tendance à réduire l'avantage salarial lié aux études chez les hommes ainsi que chez les femmes, les autres facteurs déterminants variaient selon le sexe. Ensemble, la variable du prix du pétrole, le taux de syndicalisation et la variable de l'emploi temporaire expliquaient une baisse comprise entre 2,0 et 2,2 points de logarithme de l'avantage salarial lié aux études, c'est-à-dire une réduction de cet avantage allant de 26 % à 29 %, chez les jeunes hommes entre 2000-2002 et 2010-2012 (tableau 9). Les augmentations du prix du pétrole ont été le facteur le plus important, expliquant environ 20 % de cette réduction[14]. Par contre, la hausse de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat, du prix du pétrole et du salaire minimum réel expliquait de 47 % à 94 % de la réduction de l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes femmes. Les fluctuations de l'offre relative de main-d'œuvre avaient généralement un effet dominant, étant à l'origine de 39 % à 45 % de la réduction. Les fluctuations du salaire minimum rendaient compte d'environ le tiers de cette réduction, tandis que la hausse du prix du pétrole expliquait le reste[15].

12. La variable des mises en chantier a un effet statistiquement significatif au seuil de signification de 5 % lorsque les résultats sont fondés sur le logarithme du salaire hebdomadaire, mais non lorsqu'ils sont fondés sur le logarithme du salaire horaire.
13. Lorsque les résultats sont fondés sur le logarithme du salaire horaire, la variable des mises en chantier a un effet statistiquement significatif au seuil de signification de 5 % dans les régressions pondérées, mais non dans les régressions non pondérées. Pour la variable de l'informatique et des télécommunications, c'est l'inverse que l'on observe.
14. Le tableau 9 est fondé sur les régressions pondérées. Dans les régressions non pondérées, la variable du prix du pétrole, le taux de syndicalisation et la variable de l'emploi temporaire expliquaient de 24 % à 29 % de la réduction de l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes entre 2000-2002 et 2010-2012. La variable du prix du pétrole représentait de 15 % à 20 % de cette réduction.
15. Dans les régressions non pondérées, les fluctuations de l'offre relative de main-d'œuvre et du salaire minimum expliquaient presque entièrement la diminution de l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes femmes.

Tableau 9
Variations prédites de l'avantage salarial lié aux études de 2000-2002 à 2010-2012

	Données pondérées			
	Basées sur le logarithme du salaire hebdomadaire		Basées sur le logarithme du salaire horaire	
	Offre sexospécifique de main-d'œuvre	Offre non sexospécifique de main-d'œuvre	Offre sexospécifique de main-d'œuvre	Offre non sexospécifique de main-d'œuvre
	nombre			
Partie 1 – Hommes de 20 à 34 ans				
Offre relative de main-d'œuvre	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Prix du pétrole	-0,0153	-0,0152	-0,0171	-0,0169
Mises en chantier	-0,0047	-0,0048	0,0000	0,0000
Informatique et télécommunications	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Taux de change	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Salaire minimum	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Syndicalisation	-0,0043	-0,0043	-0,0044	-0,0044
Syndicalisation relative	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Emplois temporaires	-0,0006	-0,0006	-0,0004	-0,0005
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Variations prédites par les variables explicatives statistiquement significatives au seuil de signification de 5 %	-0,0249	-0,0249	-0,0220	-0,0218
Variations de l'avantage salarial lié aux études	-0,0771	-0,0771	-0,0756	-0,0756
	pourcentage			
Pourcentage des variations observées prédites par les variables explicatives statistiquement significatives	32	32	29	29
	nombre			
Partie 2 – Femmes de 20 à 34 ans				
Offre relative de main-d'œuvre	0,0000	-0,0257	-0,0305	-0,0296
Prix du pétrole	-0,0123	-0,0125	-0,0109	-0,0111
Mises en chantier	0,0000	0,0000	-0,0036	-0,0034
Informatique et télécommunications	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Taux de change	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Salaire minimum	-0,0184	-0,0197	-0,0220	-0,0232
Syndicalisation	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Syndicalisation relative	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Emplois temporaires	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Variations prédites par les variables explicatives statistiquement significatives au seuil de signification de 5 %	-0,0307	-0,0578	-0,0670	-0,0673
Variations de l'avantage salarial lié aux études	-0,0656	-0,0656	-0,0679	-0,0679
	pourcentage			
Pourcentage des variations observées prédites par les variables explicatives statistiquement significatives	47	88	99	99

Note : L'influence des variables explicatives qui ne sont pas statistiquement significatives au seuil de signification de 5 % est fixée à zéro. Les chiffres ayant été arrondis, leur somme pourrait ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

3.2 Différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein

Alors que les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires qui occupaient un emploi à temps plein ont diminué de 2000-2002 à 2010-2012, les différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein se sont accentuées. L'accroissement se chiffrait à 5,4 points de pourcentage pour les jeunes hommes et à 6,0 points de pourcentage pour les jeunes femmes (tableau 10). Tant pour les hommes que pour les femmes, les résultats de l'équation (2) indiquent que la hausse du taux de chômage chez les hommes de 35 à 54 ans était généralement associée à des différences plus importantes de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Cependant, le taux de chômage chez les hommes de 35 à 54 ans a augmenté de moins de 1 point de pourcentage entre les deux périodes. Par conséquent, les variations de la conjoncture générale du marché du travail n'expliquent qu'une part marginale (pas plus de 7 %) de l'accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les niveaux de scolarité[16]. La même conclusion qualitative tient lorsque l'examen est limité aux jeunes hommes et aux jeunes femmes qui n'étaient pas étudiants à temps plein (tableau 11).

16. Cela peut se constater en multipliant les estimations des paramètres présentées au tableau 10 pour le taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans par la variation de la valeur moyenne de cette variable de 2000-2002 à 2010-2012.

Tableau 10
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein de 2000-2002 à 2010-2012 — Résultats des régressions

	Données pondérées		Données non pondérées		Variation de 2000-2002 à 2010-2012
	Avec contrôle pour la syndicalisation relative	Sans contrôle pour la syndicalisation relative	Avec contrôle pour la syndicalisation relative	Sans contrôle pour la syndicalisation relative	
	estimations des paramètres				variation de la valeur moyenne
Partie 1 – Hommes de 20 à 34 ans					
Prix du pétrole	-0,221	-0,263	-0,197	-0,200	0,022
Mises en chantier	-0,132	-0,157	-0,203	-0,208 †	0,012
Informatique et télécommunications	0,014	0,002	-0,009	-0,011	-0,368
Taux de change	0,407	0,007	0,107	0,045	0,069
Salaire minimum	0,079	0,053	-0,040	-0,051	0,156
Syndicalisation	-0,339 †	...	-0,091	...	0,007
Syndicalisation relative	-0,022	0,021	-0,054	-0,053	0,034
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,650 †	0,847 *	0,784 *	0,829 *	0,002
Taux d'emploi rémunéré à temps plein	...	...	...	...	0,054
Partie 2 – Femmes de 20 à 34 ans					
Prix du pétrole	0,085	0,242	0,007	0,319	0,006
Mises en chantier	0,067	0,389	-0,054	0,867	0,001
Informatique et télécommunications	-0,042	0,002	-0,113	-0,032	-0,266
Taux de change	1,120 *	1,614 ***	0,743	1,638 **	0,036
Salaire minimum	0,123 *	0,125 *	0,089 †	0,093 †	0,157
Syndicalisation	0,263 †	...	0,480 **	...	0,040
Syndicalisation relative	-0,181 *	-0,148 *	-0,118	-0,034	0,028
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,979 **	0,909 *	1,560 ***	1,477 ***	0,003
Taux d'emploi rémunéré à temps plein	...	...	...	...	0,060

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Note : Résultats de l'équation (2), fondés sur 128 observations. Les valeurs p sont basées sur les erreurs-types en permettant une corrélation propre d'ordre un. Tous les modèles contiennent des variables indicatrices de région et des effets d'année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 11
Différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein de 2000-2002 à 2010-2012 (étudiants à temps plein exclus) – Résultats des régressions

	Données pondérées		Données non pondérées		Variation de 2000-2002 à 2010-2012
	Avec contrôle pour la syndicalisation relative	Sans contrôle pour la syndicalisation relative	Avec contrôle pour la syndicalisation relative	Sans contrôle pour la syndicalisation relative	
	estimations des paramètres				variation de la valeur moyenne
Partie 1 – Hommes de 20 à 34 ans					
Prix du pétrole	-0,160	-0,189	-0,163	-0,165	0,023
Mises en chantier	-0,084	-0,101	-0,189	-0,195 †	0,012
Informatique et télécommunications	0,069	0,060	0,077	0,075	-0,370
Taux de change	0,469	0,211	0,526	0,463	0,068
Salaire minimum	0,054	0,038	-0,032	-0,043	0,155
Syndicalisation	-0,215	...	-0,094	...	0,006
Syndicalisation relative	0,066	0,092	0,014	0,015	0,034
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,676 †	0,807 *	0,800 *	0,845 *	0,002
Taux d'emploi rémunéré à temps plein	...	...	...	...	0,039
Partie 2 – Femmes de 20 à 34 ans					
Prix du pétrole	-0,048	0,214	-0,087	0,365	0,006
Mises en chantier	0,357	0,867	0,282	1,650	0,001
Informatique et télécommunications	-0,078	-0,002	-0,120	0,004	-0,266
Taux de change	0,654	1,531 **	0,431	1,807 **	0,035
Salaire minimum	0,145 **	0,150 **	0,090 †	0,096 †	0,157
Syndicalisation	0,488 **	...	0,766 ***	...	0,039
Syndicalisation relative	-0,231 **	-0,168 *	-0,196 *	-0,063	0,028
Taux de chômage des hommes de 35 à 54 ans	0,987 *	0,857 *	1,662 ***	1,551 **	0,002
Taux d'emploi rémunéré à temps plein	...	...	...	...	0,039

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Note : Résultats de l'équation (2), fondés sur 128 observations. Les valeurs p sont basées sur les erreurs-types en permettant une corrélation propre d'ordre un. Tous les modèles contiennent des variables indicatrices de région et des effets d'année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Chez les jeunes hommes, aucune autre variable explicative figurant dans les tableaux 10 et 11 n'est, de manière constante, statistiquement significative au seuil de signification de 5 % ou de 10 %. Il n'en est pas ainsi pour les jeunes femmes. Dans tous les modèles examinés et que l'on exclue ou non les étudiants à temps plein, la hausse du salaire minimum réel est corrélée positivement à l'augmentation des différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein des jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat et de celles titulaires d'un diplôme d'études

secondaires. Les corrélations sont significatives au seuil de signification de 5 % ou de 1 % dans le cas des régressions pondérées et au seuil de 10 % dans le cas des régressions non pondérées. Combinés à ceux présentés au tableau 8, ces résultats laissent entendre que les augmentations du salaire minimum réel ont eu un double effet chez les jeunes femmes ces dernières années : ces augmentations ont eu tendance à réduire les écarts salariaux observés entre les niveaux de scolarité pour les emplois à temps plein tout en accroissant les différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein. La multiplication de l'augmentation de 16 points de logarithme du salaire minimum réel (pondérés par l'emploi) observée entre 2000-2002 et 2010-2012 par les estimations des paramètres présentées au tableau 10 donne à penser que l'augmentation du salaire minimum réel expliquait une part allant du quart au tiers de l'accroissement de 6 points de pourcentage des différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein observées durant cette période.

Parallèlement au salaire minimum, les fluctuations de la valeur du dollar canadien sur le marché des changes et les variations du taux de syndicalisation (absolues ou relatives) étaient souvent associées aux différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les niveaux de scolarité chez les jeunes femmes. Dans plusieurs modèles, l'appréciation du dollar canadien est corrélée positivement à l'accroissement des différences de taux d'emploi entre les jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat et celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Un tel accroissement pourrait avoir eu lieu si l'augmentation des taux de change (ou les variations des tendances des échanges internationaux corrélées à l'augmentation du taux de change) entraînait des pertes d'emplois dans les industries manufacturières, comme celles des textiles et des vêtements, où les jeunes femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires étaient employées plus fréquemment que celles titulaires d'un baccalauréat[17,18]. Comme la valeur moyenne de la variable du taux de change a augmenté de 0,036 de 2000-2002 à 2010-2012, et puisque les estimations des paramètres pour la variable du taux de change sont égales au moins à 1 lorsqu'on utilise les versions pondérées de l'équation (2), les régressions pondérées suggèrent que l'appréciation du dollar canadien pourrait expliquer au moins 60 % (0,036 / 0,060) de l'accroissement des différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein chez les jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat et chez celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Comme les preuves de l'existence d'une relation entre la variable du taux de change et les taux d'emploi rémunéré à temps plein ne sont pas aussi concluantes quand les étudiants à temps plein sont exclus de l'analyse (voir les deux premières colonnes du tableau 11), ce résultat doit être interprété avec prudence.

Dans la plupart des modèles, l'accroissement des différences entre les taux de syndicalisation des jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat et celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires était associé à la diminution des différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein. Inversement, l'augmentation des taux globaux de syndicalisation a été associée à un accroissement de ces différences. Cependant, leur contribution combinée est limitée. Ensemble, elles expliquent environ le dixième de l'accroissement de 6 points de pourcentage des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein observées entre 2000-2002 et 2010-2012 (tableau 10).

17. Baggs et coll. (2009) montrent que la survie de l'entreprise et les ventes sont associées négativement aux appréciations du dollar canadien.
18. De 2010 à 2012, 0,2 % de jeunes femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires travaillaient dans les industries des produits textiles, de l'habillement, du cuir et des produits connexes, comparativement à 1,5 % de 2000 à 2002. Les pourcentages correspondants pour les jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat étaient de 0,1 % et 0,6 %, respectivement.

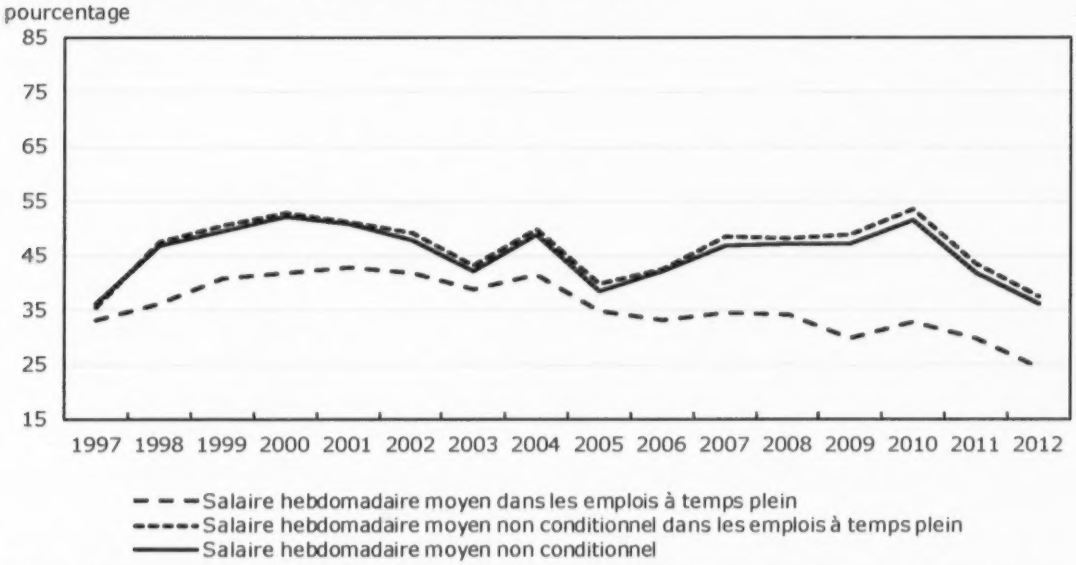
3.3 Différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels

Puisque les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité ont diminué du début des années 2000 au début des années 2010, tandis que les différences entre les taux d'emploi rémunéré à temps plein se sont accrues, les différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels — qui tiennent compte du non-emploi — pourraient fort bien n'avoir présenté aucune tendance durant cette période.

Les graphiques 9 et 10 servent à évaluer cette hypothèse[19]. Parallèlement aux différences de salaire hebdomadaire moyen gagné dans les emplois à temps plein, ces graphiques représentent les différences de salaire hebdomadaire moyen non conditionnel dans les emplois à temps plein et les différences de gains hebdomadaires moyens non conditionnels. Le salaire hebdomadaire moyen non conditionnel dans les emplois à temps plein est défini comme étant le salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein multiplié par le taux d'emploi rémunéré à temps plein. Les gains hebdomadaires moyens non conditionnels sont égaux à une moyenne pondérée du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein et du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps partiel, les poids étant égaux aux taux d'emploi à temps plein et à temps partiel, respectivement. Quand on calcule les gains hebdomadaires moyens non conditionnels, des gains hebdomadaires nuls sont attribués aux personnes qui ne sont pas des travailleurs rémunérés. Alors que le salaire hebdomadaire moyen non conditionnel dans les emplois à temps plein traduit les variations des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité, ainsi que les variations des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein, les gains hebdomadaires moyens non conditionnels reflètent, en plus, les variations correspondantes de l'emploi à temps partiel, ainsi que les variations du non-emploi.

19. Pour simplifier, les écarts salariaux dans les emplois à temps plein ne sont pas corrigés pour tenir compte de l'expérience potentielle des travailleurs sur le marché du travail. Par conséquent, les graphiques 9 et 10 ne sont pas comparables aux graphiques 1 et 2.

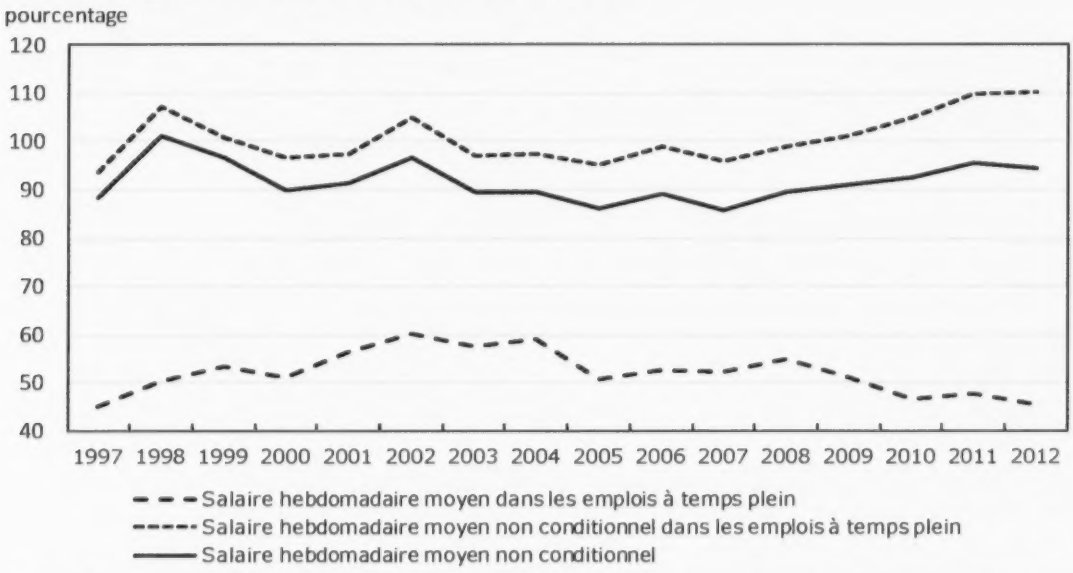
Graphique 9
Différences de salaire hebdomadaire moyen non conditionnel entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe masculin âgés de 20 à 34 ans, 1997 à 2012



Note : Contrairement au graphique 1, les différences de salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein ne sont pas corrigées pour tenir compte de l'expérience potentielle des travailleurs sur le marché du travail. Le salaire hebdomadaire moyen non conditionnel est une moyenne pondérée du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein et du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps partiel, où les poids sont égaux aux taux d'emploi rémunéré à temps plein et à temps partiel, respectivement (un salaire hebdomadaire nul est attribué aux personnes qui ne sont pas des travailleurs rémunérés).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

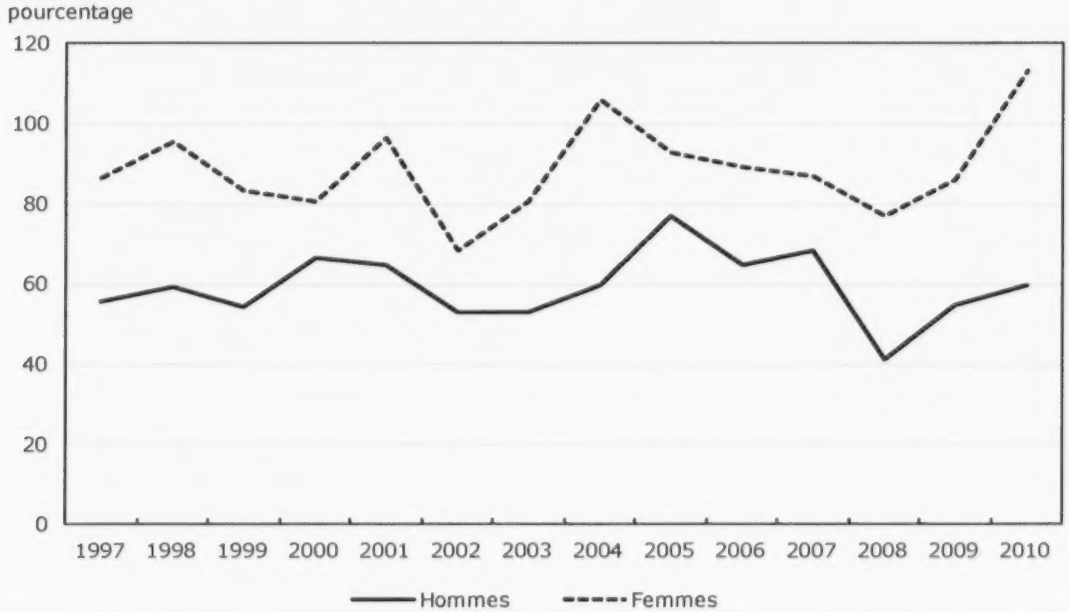
Graphique 10
Différences de salaire hebdomadaire moyen non conditionnel entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires de sexe féminin âgés de 20 à 34 ans, 1997 à 2012



Note : Contrairement au graphique 2, les différences de salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein ne sont pas corrigées pour tenir compte de l'expérience potentielle des travailleurs sur le marché du travail. Le salaire hebdomadaire moyen non conditionnel est une moyenne pondérée du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps plein et du salaire hebdomadaire moyen dans les emplois à temps partiel, où les poids sont égaux aux taux d'emploi rémunéré à temps plein et à temps partiel, respectivement (un salaire hebdomadaire nul est attribué aux personnes qui ne sont pas des travailleurs rémunérés).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Graphique 11
Différences de rémunération annuelle moyenne entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires âgés de 20 à 34 ans, selon le sexe, 1997 à 2010



Note : L'échantillon est constitué des travailleurs de 20 à 34 ans titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou d'un baccalauréat, qui n'avaient pas fréquenté une école, un collège, un cégep ou une université durant l'année de référence, qui avaient une rémunération positive et ne gagnaient pas plus de 250 000 $ (en dollars de 2012) durant l'année de référence.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Les résultats confirment les hypothèses susmentionnées. Alors que les écarts salariaux entre niveaux de scolarité dans les emplois à temps plein suivaient une tendance à la baisse de 2002 à 2010, ni le salaire hebdomadaire moyen non conditionnel dans les emplois à temps plein ni les gains hebdomadaires moyens non conditionnels ne présentaient une tendance à la baisse durant cette période (graphiques 9 et 10). Le graphique 11 indique que les différences de rémunération annuelle moyenne — telles que mesurées d'après l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) — ne présentaient pas non plus de tendance à la baisse durant cette période[20]. Ensemble, ces résultats impliquent que les analyses des écarts salariaux entre niveaux de scolarité fondées uniquement sur la rémunération annuelle ne permettraient pas de déceler les deux variations qui se compensent l'une l'autre décrites dans la présente étude, à savoir une diminution des écarts salariaux dans les emplois à temps plein et un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein.

20. L'échantillon de l'EDTR comprend les personnes de 20 à 34 ans qui : a) sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou d'un baccalauréat; b) n'ont pas fréquenté une école, un collège, un cégep ou une université durant l'année de référence; c) avaient une rémunération positive durant l'année de référence; et d) n'ont pas gagné plus de 250 000 $ (en dollars de 2012).

4 Conclusion

De 1980 à 2000, les écarts salariaux entre les titulaires d'un baccalauréat et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupant un emploi à temps plein se sont accentués au Canada (Boudarbat et coll., 2010). Ces écarts ont diminué par la suite, au cours des années 2000 chez les jeunes travailleurs (Morissette et coll., 2013). À mesure que les écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires se sont amenuisés, les différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre les deux groupes ont augmenté. Fondée sur des données cohérentes sur l'emploi, la rémunération et le niveau de scolarité provenant de l'EPA, la présente étude vise à déterminer quels facteurs sont à l'origine de la diminution des écarts salariaux observée récemment et de l'accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein.

Pour ce faire, l'étude tire parti du fait que les écarts salariaux entre les niveaux de scolarité et plusieurs variables explicatives clés ont évolué différemment selon la région de 1997 à 2012. Ainsi, chez les jeunes hommes, l'avantage salarial lié aux études a diminué davantage en Alberta et en Saskatchewan que dans les autres provinces. Le salaire minimum réel a augmenté considérablement dans les provinces atlantiques, mais a baissé en Colombie-Britannique. En s'appuyant sur cette variation interrégionale de l'évolution des résultats observés chez les jeunes ainsi que des variables explicatives clés, l'étude vise, entre autres, à répondre à la question suivante : les provinces où la croissance des facteurs réduisant l'avantage salarial a été la plus importante ont-elles connu la diminution la plus prononcée des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité?

Trois grandes constatations se dégagent de l'étude. Premièrement, alors que la hausse des prix mondiaux du pétrole qui a eu lieu pendant la plupart des années 2000 a eu tendance à réduire l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes ainsi que chez les jeunes femmes, l'effet des autres facteurs déterminants variait selon le sexe. Les augmentations du salaire minimum réel et de l'offre relative de titulaires d'un baccalauréat ont joué un rôle important pour les jeunes femmes, mais pas pour leurs homologues masculins. Les variations du taux de syndicalisation et de l'importance relative de l'emploi temporaire ont eu une incidence sur l'avantage salarial lié aux études chez les jeunes hommes, mais non chez les jeunes femmes.

Deuxièmement, les variations du salaire minimum réel semblent avoir eu un effet double chez les jeunes femmes. Alors que la hausse du salaire minimum réel était associée à une diminution des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité, elle était également associée à un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein. Ce résultat met en relief le fait que les changements institutionnels pourraient avoir un effet différentiel sur les résultats des travailleurs, c'est-à-dire qu'ils pourraient modifier la structure de la rémunération et de l'emploi de façons différentes.

Troisièmement, la diminution des écarts salariaux entre les jeunes titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires occupant un emploi à temps plein a été compensée par un accroissement des différences de taux d'emploi rémunéré à temps plein entre ces deux groupes. Par conséquent, les différences entre les gains hebdomadaires moyens non conditionnels ou la rémunération annuelle moyenne des jeunes titulaires d'un baccalauréat et de ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires ne présentaient aucune tendance durant la période de référence de l'étude. Cette constatation est importante, car elle enrichit le débat sur l'inégalité des gains entre les titulaires d'un baccalauréat et ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Elle montre que, même si l'inégalité de la rémunération annuelle entre les deux groupes ne présentait aucune tendance durant les années 2000, l'inégalité des salaires horaires (ou des salaires hebdomadaires) entre les deux groupes s'est amenuisée en raison de plusieurs facteurs, dont les fluctuations du prix du pétrole, la hausse du salaire minimum réel et les effets de l'offre relative de main-d'œuvre. En résumé, après s'être accentuées de 1980 à 2000, les différences de prix de la main-d'œuvre selon le niveau de scolarité ont effectivement diminué chez les jeunes travailleurs au cours des années 2000.

Annexe

La présente annexe décrit comment les variables de la demande de main-d'œuvre utilisées dans la présente étude sont construites.

Variable du prix du pétrole durant l'année t : cette variable est égale à la valeur de l'indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon durant l'année $t-1$ multipliée par le pourcentage de travailleurs masculins (féminins) à temps plein âgés de 20 à 34 ans qui étaient occupés dans l'industrie du pétrole dans une région donnée au cours de la période de 1997 à 1999[21].

Variable des mises en chantier durant l'année t : cette variable décrit le nombre de mises en chantier dans une région donnée durant l'année $t-1$ (par rapport à leur moyenne en 2002) multiplié par la proportion de travailleurs masculins (féminins) à temps plein âgés de 20 à 34 ans qui étaient occupés dans l'industrie de la construction dans une région donnée durant la période de 1997 à 1999[22].

Variable du taux de change durant l'année t : cette variable est égale au nombre de dollars US pour un dollar canadien durant l'année $t-1$ multiplié par la proportion de travailleurs masculins (féminins) à temps plein âgés de 20 à 34 ans qui étaient occupés dans le secteur de la fabrication dans une région donnée durant la période de 1997 à 1999. Les valeurs du taux de change sont les moyennes annuelles des cours du comptant à midi; elles sont tirées du tableau CANSIM 176-0064.

Variable de l'informatique et des télécommunications (IT) durant l'année t [23] : cette variable est égale au nombre de travailleurs masculins (féminins) à temps plein âgés de 20 à 34 ans occupés dans le secteur de l'IT durant l'année $t-1$ multiplié par le pourcentage de travailleurs masculins (féminins) de 20 à 34 ans qui étaient occupés dans le secteur de l'IT dans une région donnée r durant la période de 1997 à 1999.

21. Les prix du pétrole sont tirés du tableau CANSIM 329-0065 et sont indexés en prenant pour base 2002 = 100. Le pétrole représente environ 95 % des produits du pétrole et du charbon. Nous calculons la fraction de jeunes travailleurs ayant un emploi dans l'une des industries du niveau à quatre chiffres du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) de 2007 : extraction de pétrole et de gaz (2111), extraction de charbon (2121), activités de soutien à l'extraction minière, pétrolière et gazière (2131) et construction d'installations de services publics (2371).
22. Les données sur les mises en chantier sont tirées du tableau CANSIM 027-0029 et comprennent toutes les unités de logement. Cette variable varie également par région.
23. Comme dans Bowlby et Langlois (2002), les industries de l'informatique et des télécommunications (IT) comprennent les industries du niveau à quatre chiffres du SCIAN de 2007 suivantes : fabrication de machines pour le commerce et les industries de services (3333), fabrication de matériel informatique et périphérique (3341), fabrication de matériel de communication (3342), fabrication de matériel audio et vidéo (3343), fabrication de semi-conducteurs et d'autres composants électroniques (3344), fabrication d'instruments de navigation, de mesure et de commande, et d'instruments médicaux (3345), grossistes-marchands d'ordinateurs et de matériel de communication (4173), éditeurs de logiciels (5112), télécommunications (5171 à 5179), traitement de données, hébergement de données et services connexes (5182), conception de systèmes informatiques et services connexes (5415), et réparation et entretien de matériel électronique et de matériel de précision (8112).

Tableau 12

Pourcentage de titulaires d'un diplôme d'études secondaires et de titulaires d'un baccalauréat ayant un emploi dans des industries particulières, selon la province, moyenne de 2010 à 2012

	Informatique et télécommunications	Construction	Fabrication	Industrie pétrolière
		pourcentage		
Partie 1 – Hommes de 20 à 34 ans				
Terre-Neuve-et-Labrador	3,8	13,2	5,4	5,5
Autres provinces atlantiques	5,5	9,7	12,8	2,0
Québec	10,1	7,1	18,1	0,6
Ontario	8,2	9,9	16,7	0,6
Manitoba	2,7	11,2	16,8	1,8
Saskatchewan	3,2	13,6	10,0	9,4
Alberta	3,8	13,3	9,5	14,2
Colombie-Britannique	6,2	14,3	10,3	2,6
Ensemble des provinces	6,9	10,8	14,4	3,6
Partie 2 – Femmes de 20 à 34 ans				
Terre-Neuve-et-Labrador	1,7	1,4	1,5	1,7
Autres provinces atlantiques	2,7	0,8	3,8	0,4
Québec	3,5	0,8	7,8	0,2
Ontario	3,8	1,4	8,1	0,0
Manitoba	1,5	1,1	6,6	0,2
Saskatchewan	1,6	1,8	3,5	1,0
Alberta	1,5	3,0	3,6	5,7
Colombie-Britannique	2,8	1,9	5,3	0,3
Ensemble des provinces	3,0	1,5	6,5	1,0

Nota : Travailleurs rémunérés à temps plein âgés de 20 à 34 ans.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Bibliographie

Baggs, J., E. Beaulieu et L. Fung. 2009. « Firm Survival, Performance, and the Exchange Rate ». *Revue canadienne d'économique* 42 (2) : 393 à 421.

Bowlby, G. et S. Langlois. 2002. « Prospérité et débâcle de la technologie de pointe ». *L'emploi et le revenu en perspective*, avril 2002 : 13 à 19. Produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Bourdabat, B., T. Lemieux et W.C. Riddell. 2010. « The Evolution of the Returns to Human Capital in Canada, 1980-2005 ». *Analyse de politiques*, 36 (1) : 63 à 88.

Card, D. 2001. « Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems ». *Econometrica* 69 : 1127 à 1160.

Frenette, M. 2007. *La vie après la débâcle : mises à pied permanentes dans le secteur de la technologie de pointe et pertes de gains des travailleurs mis à pied.* Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 302. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette M. et J. Robson. 2011. *Financial Literary of Low-income Students: Literature Review and Environmental Scan.* Toronto (Ontario) : Higher Education Quality Council of Ontario.

Galarneau, D. 2005. « L'écart salarial entre employés temporaires et permanents ». *L'emploi et le revenu en perspective*, janvier 2005 : 5 à 20. Produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Lemieux, T. 1998. « Estimating the Effects of Unions on Wage Inequality in a Panel Data Model with Comparative Advantage and Nonrandom Selection ». *Journal of Labor Economics* 16 (2, avril 1998) : 261 à 291.

Mishel, L., J. Bivens, E. Gould et H. Shierholz. 2012. *The State of Working America: 12th Edition.* Ithaca, New York: Economic Policy Institute, Cornell University Press.

Morissette, R., G. Picot et Y. Lu. 2013. *Évolution des salaires des Canadiens au cours des trois dernières décennies.* Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 347. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Oaxaca, R.L. 1973. « Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets ». *International Economic Review* 14 (3) : 693 à 709.

Oaxaca, R.L. et M.R. Ransom. 1994. « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials ». *Journal of Econometrics* 61 (1) : 5 à 21.

Solon, G., S.J. Haider et J. Wooldridge. 2013. *What Are We Weighting For?* NBER Working Paper Series, no. 18859. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.